

# PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA BADS SHORT-FORM (BADS-SF) EN POBLACIÓN COLOMBIANA

---

## PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SHORT-FORM BADS SCALE (BADS-SF) IN COLOMBIAN POPULATION

---

### Resumen

Derly Rocio Garcia Lis  
Fundación Universitaria Konrad  
Lorenz, Colombia  
Javier Mauricio Bianchi Salguero  
Fundación Universitaria Konrad  
Lorenz, Colombia  
Fundación Universitaria Konrad  
Lorenz, Colombia  
Carlos Eduardo Montoya  
Fundación Universitaria Konrad  
Lorenz, Colombia

El objetivo de esta investigación fue estimar las propiedades psicométricas del Behavioral Activation For Depression Scale Short Form (BADS-SF) en una muestra colombiana de 388 participantes dividida aleatoriamente en dos grupos ( $n=194$ ). Los resultados muestran que esta tiene adecuados niveles de confiabilidad estimados a partir del alfa de Cronbach y el Omega de McDonald, así como correlaciones significativas de alta magnitud con otras medidas como EROS ( $r=.693$ ), la escala de depresión de ZUNG ( $r=-.620$ ) y la versión completa del BADS ( $r=.774$ ). En el AFE, el BADS-SF mostró una estructura factorial con dos dimensiones que explican el 54.2% de la varianza en concordancia con lo reportado en la literatura, así como adecuados índices de bondad de ajuste en el AFC para un modelo de dos factores con eliminación del ítem 8. Es una escala que presenta adecuadas propiedades psicométricas de confiabilidad y validez que permiten su uso en población colombiana en el contexto Clínico, aunque susceptible de mejora.

*Palabras clave:* BADS-SF, depresión, activación conductual, validación de escalas.

### Abstract

The objective of this research was to estimate the psychometric properties of the Behavioral Activation for Depression Scale Short Form (BADS-SF) in a Colombian sample of 388 participants divided randomly into two groups ( $n = 194$ ). The results show that it has adequate levels of reliability estimated based on Cronbach's alpha and McDonald's Omega, as well as evidence of content validity, significant correlations of high magnitude with other measures such as EROS ( $r = .693$ ), the scale of depression of ZUNG ( $r = -.620$ ) and the full version of BADS ( $r = .774$ ). In the AFE, the BADS-SF showed a factorial structure with two dimensions that explain 54.2% of the variance in agreement with that reported in the literature, as well as adequate goodness-of-fit indexes in the CFA for a two-factor model with elimination of item 8. This scale presents adequate psychometric properties of reliability and validity that allow its use in the Colombian population in the Clinical context, although susceptible to improvement.

*Keywords:* BADS-SF, depression, behavioral activation, validation of scales.

Una variedad aceptable de instrumentos de medición se ha generado con el fin de dar cuenta de la intensidad sintomatológica, y del cambio de ésta a través de la intervención psicológica o farmacológica en relación a la depresión (Cohen, 2000; Leal, Bianchi, & Villalba, 2016; Pérez, 2007). Sin embargo, existe una carencia de instrumentos que permiten analizar los constructos funcionales que mantienen el trastorno depresivo. Esta situación, en última instancia, genera falencias en cuanto a evidenciar de forma más confiable la validez de la terapia de activación conductual. Bajo la influencia de esta premisa, y con el fin de modificarla, Kanter et. al (2007) desarrollaron la Escala de Activación Conductual para la Depresión BADS y, posteriormente, la Escala de Activación Conductual para la depresión BADS-SF, Kanter et al. (2011). Dichas validaciones, así como las realizadas por Santos & Kanter (2013) para población hispano hablante, Gonzalez et. al (2018) en población española; reafirmaron dentro de distintos contextos la confiabilidad de la escala para medir activación conductual en pacientes depresivos. En Colombia existe un pobre desarrollo de instrumentos para identificar factores funcionales coherentes con las perspectivas de tercera generación, lo anterior, limita al clínico tanto a nivel de diagnóstico, o trans-diagnóstico, como en términos de la valoración de los avances terapéuticos luego de las intervenciones. En concreto ésta es una falencia en general de la psicología, pero que se hace más evidente en las terapias de tercera generación, mismas que han mostrado un nivel de eficacia alto en relación a la depresión (Barraca-Mairal & Pérez-Álvarez, 2010; Pérez, 2007). Una de las terapias de tercera generación que ha demostrado resultados eficientes en el trastorno depresivo, es la terapia de

Activación Conductual (AC) (Gawrysiak, Nicholas, & Hopko, 2009; Dimidjian et al., 2006; Dobson et al., 2008). Caracterizada por sus breves intervenciones, la AC, presenta como ventaja su eficiencia largo plazo en pacientes clínicos. (Cuijpers, van Straten y Warmerdam, 2007; Hopko, Lejuez, Ruggiero y Eifert, 2003). Actualmente se han utilizado escalas cuyo objetivo es identificar el estado de ánimo (escalas más de corte diagnóstico encaminadas a evaluar severidad como el inventario de Beck para Depresión y la escala de Hamilton para depresión), y que no permite conocer las fuentes de reforzamiento, conductas de evitación y tipos de actividades; por tanto, no tienen la validez y pertinencia necesaria para ser utilizadas en el contexto de la AC (Manos, Kanter & Busch, 2010). Actualmente no existe una validación de esta escala en población colombiana, por eso se hace necesario estimar las propiedades psicométricas de la BADS- SF ya que en los estudios realizados por Kanter et al. 2011 esta escala de 9 ítems, permite la evaluación de los comportamientos de activación y evitación, de aquellos pacientes que están siendo tratados con terapia de AC. Así, la escala BADS- SF ofrece una medida más precisa de los elementos centrales a considerar en la intervención terapéutica con este modelo. Así mismo, en un contexto como el colombiano, en el cual no existen los suficientes instrumentos que permitan medir la eficacia de la terapia AC, la validación de este tipo de escalas se presenta como una alternativa favorable en cuanto a costos, tiempo y confiabilidad, permitiendo así avanzar en materia de investigaciones psicométricas en el país (Londoño & Alejo, 2016). Igualmente, los pacientes clínicos que estén siendo tratados con AC, podrán verse favorecidos

con la implementación de esta escala durante su tratamiento.

Actualmente se han realizado cinco estudios, como el realizado con población multiracial, estudiantes, con avanzado estado depresivo Kanter et al. (2011) latinos hispano hablantes Santos & Kanter (2013), Wagener, Van der Linden y Blairy (2015), pacientes de una clínica psiquiátrica Fuhr et al. (2016) fumadores con elevados síntomas depresivos González et al. (2018).

La BADS –SF, es un instrumento de 9 ítems medidos en una escala Likert de 0 a 6, y está compuesto por dos factores: *Evitación* (ítems 1,6, 7 y 8; y *Activación* (ítems 2,3,4,5 y 9) (Manos, Kanter & Luo, 2011).

En el estudio de Santos & Kanter (2013) con población latina, el BADS-SF mostró un índice de consistencia interna aceptable para la escala total ( $\alpha=.79$ ) y *Activación* ( $\alpha=.87$ ), mientras que la subescala de *Evitación* presentó una baja consistencia interna ( $\alpha=.56$ ). En la versión en español (Ver anexo 4) probada con una muestra de fumadores con depresión (González-Roz, Secades-Villa & Muñiz, 2017) se encontró en el análisis factorial exploratorio que los factores de *Activación* y *Evitación* explican el 54.9% y 26.2% de la varianza respectivamente y que la pregunta 8 se asociaba mejor al componente de *Activación* y mostró un buen ajuste al modelo de análisis factorial confirmatorio ( $GFI=.99$ ,  $CFI=.98$ ,  $RMSR=.06$ ,  $RMSEA=.07$ ) con los dos factores teóricos. En el mismo estudio se obtuvieron coeficientes Omega de McDonald de .85 y .70 para las escalas de *Activación* y *Evitación* respectivamente y correlaciones significativas con otros constructos como depresión (BDI-II) y percepción de refuerzo medio ambiental (EROS), correlaciones que también se han

evidenciado en otros estudios (Fuhr et. al, 2016; Wagener et. al, 2014).

El objetivo general de la investigación estimar las propiedades psicométricas del BADS-SF en una muestra colombiana. Además se plantearon como objetivos específicos los siguientes: Estimar la validez de contenido de la BADS-SF, en una muestra colombiana, Estimar la validez de constructo de la BADS-SF en una muestra colombiana, Estimar la consistencia interna del BADS-SF, en una muestra colombiana y estimar la validez convergente y discriminante de la escala.

## **Método**

### ***Tipo de estudio***

Este es un estudio de tipo instrumental, que según Ato (2013) incluyen todos aquellos trabajos que analizan las propiedades psicométricas de instrumentos de medida psicológicos, lo cual es coherente con el objetivo de la investigación para la estimación de la confiabilidad y la evaluación de evidencias de validez.

### ***Muestra Poblacional***

Para el pilotaje, la muestra estuvo conformada por 55 personas mayores de edad, de los cuales el 70.9 % eran mujeres y 29.1 % eran hombres. Para la aplicación definitiva del BADS-SF se recogió una muestra de 388 colombianos mayores de edad, seleccionados en consideración con los siguientes criterios de inclusión: (a) ser mayores de edad, (b) tener nacionalidad colombiana; y (c) tener un mínimo académico de bachillerato. Como criterios de exclusión se tuvo en cuenta los reportes dados por el participante a través del cuestionario de datos sociodemográficos, (a) que indicara haber sido diagnosticado

con esquizofrenia, trastorno afectivo bipolar o algún trastorno neurológico.

Posteriormente la muestra se dividió en dos grupos ( $n=194$  c/u) conformados aleatoriamente para los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio (Muestra 1 y Muestra 2). El tamaño de los grupos se consideró factible para realizar los análisis dada la cantidad de ítems que componen la escala ya que se examinaron aproximadamente 22 participantes por ítem. En este tamaño muestral se buscó asegurar un mínimo de 10 a 15 participantes por ítem para realizar el análisis factorial confirmatorio (Price, 2016). La muestra 1 estuvo conformada por 136 mujeres (70.1%) y 58 hombres (29.9%) con edades entre los 18 y 62 años ( $\bar{x}=35.2$ ;  $s_x=12.0$ ), principalmente solteros (53.1%), con nivel de estudios universitarios (40.2%), de estrato 3 (49%) y de la ciudad de Bogotá (68%). En la muestra 2 se encontraron características similares, con 132 mujeres (68%) y 62 hombres (32%), con edades entre los 18 y 62 años ( $\bar{x}=34.0$ ;  $s_x=11.0$ ), principalmente solteros (52.6%), con nivel de estudios universitarios (47.9%), de estrato 3 (45.4%) y de la ciudad de Bogotá (60.1%).

## ***Instrumentos***

### ***Escala de Activación Conductual para la Depresión Forma Corta***

La BADS-SF (Manos, kanter & Luo. 2011) es un instrumento de 9 ítems medidos en una escala Likert de 0 a 6, y está compuesto por dos factores: *Evitación* (ítems 1,6, 7 y 8; y *Activación* (ítems 2,3,4,5 y 9) Dentro de las ventajas de la BADS- SF, en comparación de otras escalas que miden depresión e incluso de aquellas que están diseñadas dentro de la AC, se encuentra que se puede utilizar como una medida de serie temporal

(sesión a sesión) durante el curso del tratamiento, junto con otras medidas (Manos, Kanter & Luo, 2011); a su vez, posee una buena consistencia interna ( $\alpha=0.81$ ) y tiene dos factores que son sensibles y ajustados a los planteamientos teóricos de la AC; lo que en términos prácticos permite medir de manera confiable si realmente el componente funcional (el mecanismo de cambio) de la AC es la *activación*, factor que no es posible medir con otras escalas

### ***Escala de Activación Conductual para la Depresión (BADS)***

La BADS (Kanter, et. al, 2007) se creó para medir cambios en la activación consistentes con la teoría de la AC, y separados del contacto con el refuerzo. Consta de 25 ítems en cuatro Subescalas derivadas empíricamente: (a) activación, (b) evitación/rumiación, (c) deterioro del trabajo / escuela; y (e) deterioro social.

### ***Escala de Autoevaluación para la Depresión de Zung***

La ZUNG (Zung, 1965) es una escala de 20 ítems en escala Likert, orientada a medir la frecuencia de los síntomas como forma de valorar el nivel de depresión del paciente (Zung, 1965), y para determinar la presencia o no de depresión.

### ***Escala de Observación del Reforzamiento desde el Entorno (EROS)***

Es un instrumento de 10 ítems, los cuales miden el incremento de la conducta y el afecto positivo, que surge como consecuencia de vivir experiencias reforzantes del entorno. (Armento & Hopko 2007)

## **PROCEDIMIENTO**

La investigación se desarrolló en tres fases:

### **Fase I. Adaptación:**

El objetivo realizar la adaptación de BADS-SF, sometiendo a evaluación por jueces expertos la versión española realiadada por Gonzalez et al. (2018), ver anexo 1, al conocer las observaciones de los jueces, se realizaron los ajustes correspondientes de acuerdo con los resultados de las valoraciones hechas por los expertos; se evaluó nuevamente la claridad de los ítems con una muestra de 55 personas para el pilotaje. El instrumento con las modificaciones realizadas se muestra en el anexo 2.

### **Fase II. Aplicación de la escala BADS-SF.**

Para la recolección de los datos del análisis psicométrico, se aplicaron los instrumentos a una muestra de 388 participantes, que fue conseguida a través de redes sociales, correos electrónicos y aplicados de forma virtual con una plataforma de encuestas. Esta muestra fue dividida aleatoriamente en dos y su equivalencia fue dividida en dos, sometida a prueba comparándolas en cuanto a las puntuaciones de las escalas BADS-SF, EROS, ZUNG y BADS con la prueba U de Mann-Whitney al comprobar que las variables no se ajustaban a los parámetros de normalidad.

### **Fase III. Análisis de datos**

Con la información recolectada y con el uso de los programas IBM SPSS V24 y su extensión AMOS V23 en el análisis descriptivo, correlacional, alfa de Cronbach y análisis factoriales exploratorio y confirmatorio, así como el programa FACTOR V10.9.02 para la obtención de los coeficientes Omega de McDonald.

Para los índices de concordancia se calcularon los coeficientes Kappa de Randolph ( $k_{free}$ ), que se usa cuando se tienen más de dos evaluadores y su valor se interpreta tomando el criterio de Landis y Koch (Citado por, Fleiss, Levin, Cho, Shewart y Wilks, 2003) en los que valores inferiores a .40 son "pobres", valores de .40 a .75 son "intermedios a buenos", y valores superiores a .75 son "excelentes"

## **RESULTADOS**

### ***Adaptación BADS-SF***

#### ***Evaluación de contenido***

La tabla 1 muestra los índices de concordancia obtenidos según su pertinencia, suficiencia, coherencia, sintaxis y semántica. Índices indicaría una alta consistencia de las valoraciones realizadas por los jueces, mas no indica qué tan adecuado o altas son las mismas. Los criterios de pertinencia ( $k_{free} = .86$ ) y coherencia ( $k_{free} = .79$ ) mostraron la mejor consistencia en la valoración hecha por los jueces, con coeficientes Kappa que se consideran excelentes según el criterio de Landis y Koch (Citado por, Fleiss, Levin, Cho, Shewart y Wilks, 2003) en el cual valores superiores a .75 se consideran excelentes, entre .4 y .75 buenos y menores a .4 pobres en cuanto a su grado de acuerdo. Los demás criterios presentaron altos porcentajes de acuerdo y coeficientes Kappa aceptables para realizar los ajustes sugeridos.

**Tabla 1**

*Porcentaje de acuerdo y coeficientes Kappa entre jueces según criterios de valoración*

| Criterios   | % acuerdo | kappa(free) | 95% IC      |
|-------------|-----------|-------------|-------------|
| Pertinencia | 88.99%    | 0.86        | [.68, .1.0] |
| Suficiencia | 75.37%    | 0.69        | [.08, .81]  |
| Coherencia  | 83.33%    | 0.79        | [.59, .1.0] |
| Sintaxis    | 70.37%    | 0.63        | [.40, .86]  |
| Semántica   | 62.96%    | 0.54        | [.30, .77]  |

Una vez verificada la consistencia adecuada en las valoraciones de los jueces, se hizo el cálculo de las medianas obtenidas en la calificación de los criterios para cada una de las preguntas del BADS-SF. En la tabla 2, se pueden revisar estas medidas, que indican valoraciones altas en la suficiencia, pertinencia y relevancia de las preguntas calificadas con una escala Likert (valores 1 a 5), y aspectos por mejorar en la adaptación de la sintaxis y semántica de las preguntas 8 ( $Mdn_{sin}=3.5$ ;  $Mdn_{sem}=3.5$ ) y 3 ( $Mdn_{sem}=3.5$ ). Se consideró para la revisión y ajuste aquellas preguntas con medianas menores que 5, toda vez que un valor diferente indica que hay algunos conceptos en los que se pueden hacer mejoras en las preguntas.

**TABLA 2**

*Medianas de la evaluación de contenido de las preguntas realizada por expertos*

*Medianas de la evaluación de contenido de las preguntas realizada por expertos.*

| Dimensión / ítem  | Secades-Villa & Muñoz, 2017) | (González-Roz, | Criterios |     |     |     |     |
|---|------------------------------|----------------|-----------|-----|-----|-----|-----|
|   |                              |                | Su.       | Pe. | Co. | Si. | Se. |
| Evitación   |                              | 5              |           |     |     |     |     |
| 1. Hubo ciertas cosas que tenía que hacer pero que al final no hice.                        |                              |                | 5         | 5   | 5   | 5   |     |
| 6. La mayor parte de lo que hice fue escapar o evitar algo desagradable.                    |                              |                | 5         | 5   | 5   | 5   |     |
| 7. Pasé mucho tiempo pensando una y otra vez sobre mis problemas.                           |                              |                | 5         | 5   | 5   | 5   |     |
| 8. Me implicé en actividades que podrían evitar sentirme mal.                               |                              |                | 5         | 5   | 3,5 | 3,5 |     |
| Activación  |                              | 5              |           |     |     |     |     |
| 2. Estoy contento/a con el número y cosas que hice.   |                              |                | 5         | 5   | 5   | 5   |     |
| 3. Me implicé en diferentes actividades.  |                              |                | 5         | 5   | 5   | 4,5 |     |
| 4. Tomé buenas decisiones sobre el tipo de actividades y situaciones en las que me implicé. |                              |                | 5         | 5   | 5   | 5   |     |
| 5. Fui una persona activa y cumplí los objetivos que me propuse.                            |                              |                | 5         | 5   | 5   | 5   |     |

Adicionalmente, en la tabla 3, se muestra la evaluación realizada con una muestra piloto ( $n=55$ ) en cuanto a la claridad de las preguntas también mostraron índices Kappa adecuados con excepción de los ítems 6 ( $k_{free} = .12$ ) y 7 ( $k_{free} = .36$ ) que son de la dimensión de *Evitación* y que obtuvieron mejores valoraciones por parte de los jueces expertos.

**Tabla 3**

*Porcentaje de acuerdo, coeficientes Kappa y medianas de las valoraciones realizadas por la muestra piloto.*

| Pregunta | % acuerdo | Kappa (free) | IC 95%      | % Claridad |
|----------|-----------|--------------|-------------|------------|
| 1        | 77.74%    | .55          | [.34, .77]  | 87.25%     |
| 2        | 74.75%    | .49          | [.39, .60]  | 83.60%     |
| 3        | 71.04%    | .42          | [.28, .56]  | 82.75%     |
| 4        | 72.39%    | .45          | [.25, .64]  | 84.15%     |
| 5        | 74.75%    | .49          | [.39, .60]  | 85.45%     |
| 6        | 55.89%    | .12          | [-.10, .33] | 66.35%     |
| 7        | 68.01%    | .36          | [.10, .62]  | 80.00%     |
| 8        | 72.19%    | .44          | [.35, .54]  | 83.65%     |
| 9        | 73.80%    | .48          | [.23, .73]  | 84.55%     |

Nota: % Claridad es el porcentaje de participantes que afirman que el ítem es claro.

### Consistencia interna.

La escala BADS-SF presentó aceptables coeficientes Omega de Mc Donald y Alfa de Cronbach tanto en la muestra 1 ( $\omega=.786$ ,  $\alpha=.772$ ) como en la muestra 2 ( $\omega=.774$ ,  $\alpha=.767$ ). En la tabla 4 se presentan los coeficientes Alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) para cada una de las escalas y muestras, donde se puede apreciar que los coeficientes se mantienen en un rango aceptable según el criterio de George y Mallery (2003). También se puede apreciar que la pregunta 8 presenta la discriminación más baja en la prueba (correlación total), inferiores al criterio de .35 recomendado por Cohen y Manion (1990) para su eliminación o modificación, y aumento en el  $\alpha$  de la prueba si se elimina. Situación similar

ocurrió con el ítem 1 en la muestra 1 a nivel de la dimensión.

**Tabla 4**

*Estadísticos de la escala BADS-SF y Coeficientes alfa de Cronbach en ambas muestras.*

| Escala                            | Ítem | f escala si el ítem se elimina | r <sup>2</sup> escala si el ítem se elimina | Correlación ítem-dimensión | α si el ítem se elimina (dimensión) | Correlación ítem-total | α si el ítem se elimina (total) |
|-----------------------------------|------|--------------------------------|---|----------------------------|-------------------------------------|------------------------|---------------------------------|
| Muestra 1<br>Activación<br>α=.820 | 2    | 15.04                          | 26.910                                      | .656                       | .714                                | .554                   | .744                            |
|                                   | 3    | 15.12                          | 25.912                                      | .590                       | .792                                | .434                   | .760                            |
|                                   | 4    | 14.95                          | 26.319                                      | .640                       | .777                                | .569                   | .741                            |
|                                   | 5    | 15.05                          | 25.951                                      | .635                       | .778                                | .627                   | .732                            |
|                                   | 9    | 14.64                          | 26.293                                      | .552                       | .803                                | .412                   | .763                            |
| Evitación<br>α=.712               | 1    | 12.58                          | 19.488                                      | .326                       | .744                                | .497                   | .751                            |
|                                   | 6    | 11.51                          | 16.676                                      | .542                       | .625                                | .390                   | .766                            |
|                                   | 7    | 12.42                          | 15.427                                      | .617                       | .576                                | .520                   | .747                            |
|                                   | 8    | 12.51                          | 15.070                                      | .530                       | .632                                | .219                   | .796                            |
| Muestra 2<br>Activación<br>α=.768 | 2    | 15.31                          | 20.377                                      | .477                       | .746                                | .432                   | .747                            |
|                                   | 3    | 15.25                          | 19.514                                      | .534                       | .727                                | .444                   | .745                            |
|                                   | 4    | 15.04                          | 19.859                                      | .595                       | .707                                | .494                   | .739                            |
|                                   | 5    | 15.13                          | 19.242                                      | .620                       | .697                                | .563                   | .729                            |
|                                   | 9    | 14.49                          | 20.324                                      | .474                       | .748                                | .421                   | .749                            |
| Evitación<br>α=.701               | 1    | 12.39                          | 17.079                                      | .420                       | .675                                | .496                   | .738                            |
|                                   | 6    | 11.29                          | 15.587                                      | .563                       | .594                                | .416                   | .749                            |
|                                   | 7    | 12.43                          | 14.122                                      | .559                       | .588                                | .575                   | .723                            |
|                                   | 8    | 12.45                          | 15.213                                      | .420                       | .684                                | .543                   | .782                            |

#### **Relaciones con otras medidas.**

En la tabla 5 se pueden apreciar que todas las correlaciones con las escalas EROS, ZUNG y BADS versión original resultaron significativas ( $p < 0.01$ ). Las correlaciones de la escala de *Activación* del BADS-SF fueron de magnitud alta y en sentido positivo con la percepción de refuerzo medioambiental (EROS) y con la dimensión de *Activación* del BADS versión original, mientras que fueron de magnitud moderada y negativas con las subescalas de afectación en *Trabajo o Escuela*, *Social*, *Evitación/Rumiación* y

con la escala de depresión (ZUNG).escala de depresión (ZUNG).Por su parte, la dimensión de *Evitación* del BADS-SF presentó correlaciones positivas de alta magnitud con las escalas de afectación y *Evitación* del BADS y negativas con la percepción de refuerzo medioambiental y *Activación* (BADS). La puntuación total del BADS-SF presentó todas las correlaciones de alta magnitud con la escala EROS ( $r=.693$ ), Zung ( $r=-.620$ ) y BADS ( $r=.774$ ).

**Tabla 5**

*Relaciones con otras medidas*

*Relaciones con otras medidas*

|            | EROS  | ZUNG  | BADS       |                 |                     |              |
|------------|-------|-------|------------|-----------------|---------------------|--------------|
|            |       |       | Activación | Trabajo Escuela | Evitación Rumiación | Social Total |
| BADS-SF    |       |       |            |                 |                     |              |
| Activación | .594  | -.475 | .637       | -.448           | -.361               | -.372 .553   |
| Evitación  | -.519 | .546  | -.282      | .607            | .800                | .530 -.712   |
| Total      | .693  | -.620 | .567       | -.638           | -.700               | -.554 .774   |

Nota: Todas las correlaciones fueron significativas  $\alpha = 0,01$  (bilateral).

#### **Análisis factorial Exploratorio.**

Con 194 participantes seleccionados al azar del total de aplicaciones se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio con el método de componentes principales, ya que se buscaba reducir las variables en dimensiones y se hace énfasis en las varianzas de los factores obtenidos. Inicialmente se verificó el cumplimiento de los requisitos de prueba de esfericidad y coeficiente de adecuación muestral ( $KMO=.772$ ; Prueba de esfericidad de Bartlett  $\chi^2=449.4$ ,  $gl=36$ ,  $p=.000$ ). La solución inicial se desarrolló para dos factores y se encontró que acumulan el 54.15% de la varianza. La solución sin rotar muestra que los ítems 1,2,3,4,5,7 y 9 aportan al factor de *Activación*, mientras

que las preguntas 6 y 8 al de *Evitación*. La solución rotada mediante el método Oblimin, mostró mayor coincidencia con la estructura teórica de la prueba (ver tabla 6 ). Cabe señalar que esta rotación es recomendable para preguntas que no tiene una distribución normal de sus puntuaciones, tal y como ocurre con las escalas Likert (Carretero-Dios y Pérez, 2005).

**Tabla 6**

*Matriz de componente para la solución inicial y la solución rotada.*

| Ítem | Solución inicial       |                       | Rotación Oblimin       |                       |
|------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|      | Factor 1<br>Activación | Factor 2<br>Evitación | Factor 1<br>Activación | Factor 2<br>Evitación |
| 1    | .620                   | .261                  | .454                   | .596                  |
| 2    | .618                   | -.278                 | .678                   | .179                  |
| 3    | .626                   | -.341                 | .712                   | .135                  |
| 4    | .661                   | -.312                 | .731                   | .180                  |
| 5    | .739                   | -.283                 | .789                   | .252                  |
| 6    | .487                   | .640                  | .175                   | .804                  |
| 7    | .668                   | .422                  | .430                   | .750                  |
| 8    | .310                   | .695                  | -.010                  | .733                  |
| 9    | .602                   | -.283                 | .665                   | .165                  |

**Análisis factorial Confirmatorio.** Con la segunda muestra de 194 participantes se procedió a estimar los índices de bondad de ajuste correspondientes a tres modelos del BADS-SF en los cuales se presentan en la tabla 7 Los resultados muestran un mejor ajuste del modelo que contempla la eliminación de la pregunta 8 y relaciones sustentables teóricamente entre los errores de las preguntas que corresponden a la misma dimensión. Se tuvo en cuenta para toda relación y eliminación los índices de modificación elevados, y se alcanzaron valores de  $\chi^2/gl < 4$ , CFI  $\geq .95$  y NFI e IFI  $> .9$ , que indican un buen ajuste al modelo (Rial, Varela, Abalo y Lévy, 2006), no obstante, el índice RMSEA no alcanzó el mínimo de .08.

**TABLA 7**

*Índices de Bondad de Ajuste de los tres modelos de AFC realizados*

| Índices de Bondad de Ajuste de los tres modelos de AFC realizados                       |             |     |     |     |       |
|---|-------------|-----|-----|-----|-------|
| Modelo  | $\chi^2/gl$ | NFI | IFI | CFI | RMSEA |
| 1. Estructura original  | 4.6         | .80 | .83 | .83 | .14   |
| 2. Eliminación pregunta 8   | 3.9         | .85 | .88 | .88 | .12   |
| 3. Eliminación pregunta 8 y relaciones entre errores de reactivos de la misma dimensión | 2.5         | .92 | .95 | .95 | .09   |

Finalmente, el modelo final se presenta en la figura 1, en la que se puede apreciar una correlación positiva entre las variables latentes de *Activación* y *Evitación* (.64), y relaciones significativas entre variables observadas (ítems) y variables latentes (dimensiones). Los valores de regresión  $\lambda$  entre los ítems y la dimensión de *Activación* oscilan entre .63 y .78 lo que las clasifica como *muy buenos* y *excelentes* según el criterio de Tabachninck y Fidel (2007). Por su parte, los  $\lambda$  entre los ítems y la dimensión de *Evitación* fueron menos importantes, con un rango entre .33 (ítem 6) y .74 (ítem 1). Para el modelo final (Figura 1) se realizó un análisis de índices de modificación, en los que se consideraron los valores más elevados para relacionar los errores de los ítems de una misma dimensión, ya que son errores razonablemente relacionados dado el contenido de las preguntas; con este mismo criterio se procedió a probar la mejora del ajuste del instrumento tras eliminar el ítem 8, decisión tomada por lo evidenciado en el análisis de consistencia interna. Estos cambios produjeron una mejora en los índices de ajuste a niveles óptimos en la mayoría de los índices presentados.



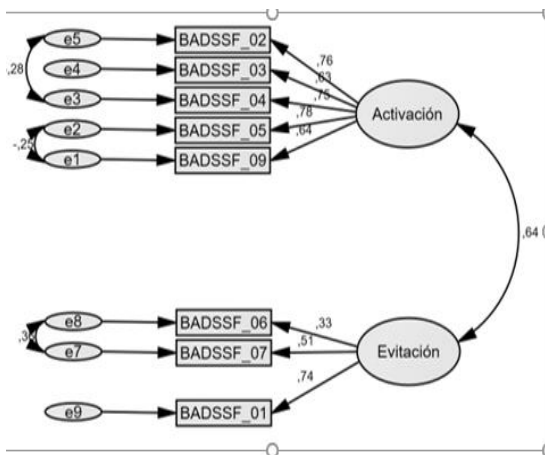


Figura 1. Estructura Factorial BADS-SF

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

La presente investigación tenía como objetivo estimar y presentar las propiedades psicométricas del BADS-SF, encontradas en una muestra colombiana, objetivo que se cumplió mediante la participación de cuatro expertos, 55 participantes para el pilotaje de claridad y 388 para la aplicación definitiva del instrumento, quienes aportaron datos suficientes para dar cuenta de la confiabilidad y de las evidencias de validez del instrumento.

En primer lugar, las evidencias indican que el BADS-SF es un instrumento que tiene preguntas pertinentes, coherentes y suficientes según lo valorado por los jueces, quienes también mostraron alta consistencia en sus observaciones. No obstante, se encontró discrepancia en la valoración del ítem 8 y 6 entre jueces y muestra piloto en cuanto a la claridad y sintaxis que referían. Por tal razón a nivel semántico y sintáctico se realizaron correcciones que contribuyeron a obtener una versión del BADS-SF adaptada al contexto colombiano y sin perder de vista la prioridad de mantener el contenido de la versión original en cuanto a su cantidad de

preguntas y en su contenido esencial (Ver anexo 2). Dados los resultados obtenidos de las evaluaciones de expertos se cuenta con una evidencia importante de su validez de contenido, y se constituye en un instrumento con ítems que evalúan la magnitud de la activación conductual en adultos colombianos.

Por su parte, el análisis realizado para dar cuenta de la confiabilidad del BADS-SF y sus dimensiones mostró aceptables índices de consistencia interna ( $\alpha$  y  $\omega$ ), con valores más altos en el factor de *Activación* ( $\alpha_{m1}=.820$   $\alpha_{m2}=0.768$ ) que en el de *Evitación* ( $\alpha_{m1}=.712$   $\alpha_{m2}=0.701$ ) en cada una de las dos muestras. La diferencia de valores de las dimensiones puede deberse que este índice es sensible al número de preguntas. Oviedo y Campo-Arias (2005) señalan que a medida que se incrementa el número de ítems de una escala, se aumenta la varianza sistemáticamente y se obtiene un valor sobreestimado de la consistencia de la escala, razón por la cual considerar la eliminación de preguntas puede llevar también a disminuciones en los valores de los coeficientes. A pesar de la extensión del instrumento, en términos generales se considera que este es confiable para evaluar la activación conductual, por tanto, esta propiedad psicométrica mostró valores que resultan adecuados para ser usado en personas con características similares a la muestra, para realizar seguimiento clínico o valorar el nivel de activación conductual en el transcurso de la intervención. La confiabilidad observada es similar a la encontrada por Kanter et al. (2011) con una muestra de personas con estado de ánimo deprimido ( $\alpha=.776$ ) y con una muestra general ( $\alpha=.844$ ). En cuanto a las dimensiones también se observaron similitudes con lo reportado por González et al. (2018) y

Santos y Kanter (2013), con coeficientes de confiabilidad por encima de .7.

No obstante, la confiabilidad de BADS-SF es susceptible de mejora, especialmente en el ítem 8, ya que muestra una baja discriminación y es posible que se constituya en una fuente de importante de error que afecta la consistencia de la escala. Por esta razón, y en coherencia con resultados en investigaciones previas, se consideró posteriormente un modelo de AFC que contemplara dicha eliminación.

Las puntuaciones del BADS-SF también mostraron correlaciones significativas y de altas magnitudes ( $r > .7$ ) con constructos similares y otros relacionados conceptualmente, lo que habla bien de la correspondencia del instrumento con la teoría de la Activación Conductual. En primer lugar, se puede destacar que existe una correlación positiva de este constructo con la percepción del refuerzo (EROS) y con la Activación conductual medida con el BADS original (versión de 25 ítems), de manera tal que una alta percepción de refuerzo medioambiental se relaciona con un alto nivel de activación conductual y existe una alta correspondencia entre lo que mide la versión breve y la versión completa. Dada esta relación se puede considerar esta versión breve como una alternativa para simplificar los procesos de medición tradicionalmente evaluados con la versión larga de instrumento. Por su parte, también se puede afirmar que a mayor nivel de depresión (ZUNG) menor nivel de activación conductual, relación negativa que fue significativa y que corresponde con lo planteado por Hopko y Lejuez (2003) desde los fundamentos de la terapia AC.

Dentro de las relaciones más relevantes con otros constructos también son coherentes las correlaciones encontradas entre la dimensión de *Activación* del BADS-SF con la percepción de refuerzo

medio ambiental (EROS) y con la *Evitación* con los síntomas de depresión (ZUNG). Estas relaciones son consistentes con los hallazgos previos, en los que se reportaron relaciones significativas del BADS-SF con el AAQ, ATQ, BAI, EROS (Manos et al., 2011), CES, BIS/BAS (Wagener et al., 2015), BADS-25, PHQ, y RSQ (Fuhr et al., 2016), BDI, EROS, FTN (González-Roz et al., 2018), todas escalas de tipo clínico que evalúan constructos como la depresión, la ansiedad, percepción del refuerzo, pensamientos automáticos, evitación experiencial, síntomas clínicos, entre otros. Esta evidencia de su validez concurrente sugiere que el BADS-SF puede ser usado como indicador clínico, especialmente en la intervención de la depresión u otros trastornos donde se tenga como meta incrementar conductas saludables y el acceso a fuentes de reforzamiento positivo disminuyendo la evitación.

Este estudio también recoge buenas evidencias de la validez de la estructura interna (constructo) del instrumento, aunque algunas recomendaciones se han hecho en torno a tamaños más grandes para la realización de análisis factorial exploratorio y confirmatorio, se han tomado como referencia algunas consideraciones hechas frente al ajuste de los datos y la cantidad de preguntas, con un rango entre 10 y 15 participantes por ítem (Price, 2016), que permitieron tener un buen nivel de confianza en los resultados encontrados.

El análisis revela que dos factores del BADS-SF explican más de la mitad de la varianza (54.2%), con un factor de *Activación* que explica el 36.5% y el de *Evitación* el 17.6%. No es viable considerar un tercer factor ya que este solo explica el 9.8% de la varianza y se aleja mucho de la importancia de los factores 1 y 2. En la solución sin rotar los ítems 6 y 7

se mostraban en buena medida cargando también a la dimensión de *Activación*, razón por la que se optó por una rotación *Oblimín* que es adecuada para modelos con relaciones comprobadas entre sus dimensiones (Carretero-Dios y Pérez, 2005), y aportó una solución que maximizó las cargas factoriales y dejó ver con mayor claridad una estructura igual a lo reportado por el autor y a lo encontrado en diferentes estudios como el de Wagener et al. (2015) y Manos et al. (2011). En estudios previos se encontraron problemas con la pregunta 8, ya que cargó en el factor de activación (Fuhr et al., 2016) o fue eliminada al mostrar propiedades deficientes en análisis previos (González-Roz et al., 2018), decisión similar a la tomada en el presente estudio.

En cuanto al AFC se llegó a un modelo que presentó adecuados índices de bondad de ajuste en términos generales, sin embargo, el mejor modelo encontrado contempla la eliminación del ítem 8: “Me impliqué en actividades que podrían evitar sentirme mal”, el cual también mostró dificultades asociadas al error en el análisis de confiabilidad y en los análisis factoriales de otros estudios como se indicó anteriormente. El ítem parece generar algún tipo de ambigüedad, ya que es una afirmación que parece medir la activación asociada a la participación en actividades de agrado y al mismo tiempo las acciones realizadas para evitar los estados emocionales aversivos. Se recomienda eliminar o dar un carácter netamente enfocado a medir la evitación para mantener una cantidad de preguntas más amplio y equilibrado respecto a la dimensión de *Activación*.

Otro aspecto que se pudo observar en el análisis de los histogramas (ver anexo 3) son las bajas frecuencias de respuesta de las opciones 1, 3 y 5 (intermedias, sin categoría) de la escala Likert que maneja

la prueba, en comparación con las opciones 0 (No, en absoluto), 2 (Un poco), 4 (Mucho) y 6 (Completamente), lo que genera dudas respecto a la necesidad de tener una escala de 0 a 6 o una de 0 a 3. Si bien es cierto que este aspecto no estaba dentro de los objetivos de este estudio, se debe considerar la opción de someter a prueba un cambio de escala de calificación.

BADS-SF es un instrumento que presenta adecuadas propiedades psicométricas para su uso en la investigación y en la medición de la Activación Conductual en el contexto de la terapia, ya que cuenta con evidencias de su estructura interna, relaciones con otros constructos, validez en su contenido y una confiabilidad aceptable. Sus dos dimensiones presentan relación y explican de buena forma la magnitud de la activación conductual como constructo medible. Su brevedad puede facilitar los procesos de medición de efectividad de las intervenciones, ya que a menor extensión del instrumento se reduce la exposición del evaluado a las preguntas y con ello la probabilidad de presentar reactividad a la evaluación. Adicionalmente, es un instrumento que permite dar cuenta del mecanismo de cambio hipotetizado en las intervenciones de Activación Conductual, lo cual conlleva a no limitarlo a determinar presencia y ausencia de un cuadro depresivo. En comparación con la versión original del BADS, el BADS SF reduce la cantidad de información que puede dar cuenta de un espectro más amplio de evaluación de la depresión (por ejemplo, las consecuencias de la depresión en el área social); no obstante, tiene ventajas como la mencionada con anterioridad de ser una escala corta y de fácil resolución en especial para individuos con compromiso en procesos atencionales y de concentración como es el caso de las

personas con cuadros depresivos. Se recomienda probar su comportamiento con una escala Likert abreviada, con la corrección o eliminación del ítem 8 y probando su discriminación con muestras clínicas y no clínicas. También es recomendable para futuros estudios recoger una muestra más balanceada en el sexo (aproximadamente 50% de hombres y mujeres) para que las comparaciones del BADS-SF sean basadas en grupos similares a la población y la potencia de las pruebas de comparación no se reduzca debido a la diferencia en el tamaño de los grupos. Se espera que a futuro el BADS-SF tenga un uso generalizado en los procesos de intervención e investigación clínica en el marco de la Terapia de Activación Conductual.

#### Referencias

- Abell, N., Springer, D. W., y Kamata, A. (2009). *Developing and validating rapid assessment instruments*. New York: Oxford University Press.
- Acuña, L. & Hernández, A. (2011). Efectos de la aplicación de la terapia de activación conductual sobre la actividad física y la percepción de satisfacción en tres pacientes con enfermedad renal crónica terminal (tesis de maestría). Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia
- Akobeng, A. (2007). Understanding diagnostic test 3: receiver operating characteristic curves. *Acta Paediatrica*, 96(5), 644-647. doi:10.1111/j.1651-2227.2006.00178.x
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5a ed.). Washington, DC.
- Andreatta, P. B., & Gruppen, L. D. (2009). Conceptualising and classifying validity evidence for simulation. *Medical education*, 43, 1028-1035.
- Armento, M. & Hopko, D. R. (2007). The Environmental Reward Observation Scale (EROS): Development, validity, and reliability. *Behavior Therapy*, 38, (2), pp 107-119.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, v 29(3), pp 1038-1059.
- Augestad, L., Slettemoen, R. & Flanders, W. (2008). Physical activity and depressive symptoms among Norwegian adults aged 20-50. *Public Health Nurs*, 25(6):536-545
- Bagby, R. M., Ryder, A. G., Schuller, D. R., & Marshall, M. B. (2004). The Hamilton Depression Rating Scale: has the gold standard become a lead weight? *The American Journal of Psychiatry*, 161, (12), 2163-2177. doi: 10.1176/appi.ajp.161.12.216
- Banerjee, S., Chatterji, P., & Lahiri, K. (2014). Identifying the mechanisms for workplace burden of psychiatric illness. *Med Care*, 52, (2), pp 112-120
- Barón, M., Vargas, L. & Henao, A. (2018). *Activación conductual, depresión y bienestar psicológico en personas con lesión medular*. (tesis maestría) Bogotá: fundación universitaria Konrad Lorenz.
- Barraca, J., Pérez-Álvarez, M., & Bleda, J. H. L. (2011). Avoidance and activation as keys to depression: adaptation of the behavioral activation for depression scale in a spanish sample. *The Spanish Journal*

- of Psychology, 14,(02), 998–1009.  
doi:10.5209/rev\_SJOP 2011.v14.  
n2.45
- Barraca-Mairal, J., & Pérez-Álvarez, M. (2010). Adaptación española del Environmental Reward Observation Scale (EROS). *Ansiedad y Estrés*, 16(1), pp 95-107.
- Bianchi, J., & Henao A. (2015). Activación conductual y depresión: Conceptualización, evidencia y aplicaciones en Iberoamérica. *Terapia psicológica*, 33, (2), pp-69-80
- Bianchi-Salguero, J. & Muñoz-Martínez, A. (2014). Activación conductual: revisión histórica, conceptual y empírica. *Psychologia: avances de la disciplina*, 8, (2), 83-93
- Bunge, M. (1999). Las ciencias sociales en discusión. Una perspectiva filosófica. Buenos Aires: Editorial Sudamericana,
- Butcher, J. N., Mineka, S. & Hooley, J.M. (2007). *Psicología clínica*. México D.F.: Pearson Addison Wesley
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L. A., Rueda-Jaimes, E. & Barros-Bermúdez, J. A. (2005). Validación de la escala de Zung para depresión en universitarias de Bucaramanga, Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 19(1): 54-62.
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L. A., Rueda-Jaimes, E., Cadena, L. P. & Hernández, N. L. (2006). Validation of Zung's self-rating depression scale among the colombian general population. *Social Behavior and personality*, 34(1), 87-94.
- Carvalho, J.P., Grawrysiak, M, J., Hellmuth, J.C., MacNulty, J.K., Maggidson, J.F., Lejuez, C.W. & Hopko, D.R. (2011) The Reward Probability Index(RPI): Design and validation of and scale measuring Access to the environmental reward. *Behavior therapy*, 42,249-262.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of clinical and health psychology*, 5(3).
- Castro, L. (2011). Modelo integrador en psicopatología: un enfoque transdiagnóstico. En: V. Caballo, I. Salazar & J. Carrobbles: *Manual de psicopatología y trastornos psicológicos*. Madrid: Pirámide
- Cohen R. (2000). *Pruebas y evaluación psicológica*. México D.F: McGraw-Hill.
- Cohen, L. y Manion, L. (1990). *Métodos de Investigación Educativa*. Madrid: Ediciones la Muralla
- Cook, D. A., & Beckman, T. J. (2006) Current concepts in validity and reliability for psychometric instruments: theory and application. *The American Journal of Medicine*, 119(2). 7-16. doi: 116.e7-116.e16
- Crocker, L., & Algina, J. (2008). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. Ohio: Cengage Learning.
- Cuijpers, P., Beekman, A. T. F., y Reynolds, C. F. (2012). Preventing depression, A global priority. *Journal of the American Medical Association*, 307,(10), pp 1033-1034
- DeVellis, R. (2006). Classical Test Theory. *Medical Care*, 44(11), 50-59.
- Dimidjian, S., Hollon, S.D., Dobson, K.S., Schmaling, K.B., Kohlenberg, R.J., Addis, M.E., Gallo, R., McGlinchey, J.B., Markley, D.K.,

- Gollan, J.K., Atkins, D.C., Dunner, D.L. & Jacobson, N. S. (2006). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the acute treatment of adult. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, (4), pp 658-670.
- Dobson, K. S., Hollon, S. D., Dimidjian, S., Schmalting, Kohlenberg, R. J., Gallop, R. J., Shireen, L.R., Gollan, J.K., Dunner, D.L. & Jacobson, N. S. (2008). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the prevention of relapse and recurrence in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76, (3), pp 468-477
- Downing, S. M. (2003). Validity: on the meaningful interpretation of assessment data. *Medical Education*, 37, 830-837
- Ekers, D, Webster L, Van Strates A, Cuijpers P, Richards D, et al. (2014) Behavioural Activation for Depression; An Update of Meta-Analysis of Effectiveness and Sub Group Analysis. *PLoS ONE* 9(6): e100100. doi:10.1371/journal.pone.0100100
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los test. *Psicothema*, 15(2), 315-322.
- Ferrari, A., Charlson, F., Norman, R., Patten, S., Freedman, G., Murray, C., & Harvey, T. (2013). Burden of Depressive Disorders by Country, Sex, Age, and Year: Findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *PLOS medicine*, 10, (11). 1-12.
- Ferster, C. B. (1973). A functional analysis of depression. *American Psychologist*, 28(10), 857–870. doi:10.1037/h0035605
- Fleiss, J. L. (1981). *Statistical methods for rates and proportions*. Hoboken, JN: Wiley.
- Fuhr, K., Hautzinger, M., Krisch, K., Berking, M. & Ebert, D. D. (2016). Validation of the behavioral activation for depression scale (BADs)—psychometric properties of the long and short form, *Comprehensive Psychiatry*, 66, 209-218. doi: 10.1016/j.comppsy.2016.02.004.
- Garcés-Rojas, D., Romero-Moreno, P., Bianchi-Salguero, J. & Montoya, C. (2017). Adaptación y pilotaje de un protocolo de activación conductual grupal sobre conductas depresivas. (Tesis de Maestría no publicada). Bogotá: Fundación Universitaria Konrad Lorenz
- Gawrysiak, M., Nicholas, C. & Hopko, D. R. (2009). Behavioral activation for moderately depressed university students: Randomized controlled trial. *Journal of Counseling Psychology*, 56, (3), pp 468-475.
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 update (4th ed.). Boston: Allyn & Bacon
- Gilbert, P. (2017). *Depression: The Evolution of Powerlessness*. New York: Routledge
- Gómez-Restrepo, C., Ospina, L., Castro-Díaz, S., Gil, F., & Arango, C. A. (2011). Prevalencia del trastorno depresivo en pacientes que consultan un servicio de urgencias en Bogotá. *Revista Colombiana de Psiquiatría*. 40, (1), 22-37

- Gonzalez, A., Secades R., & Muñiz, J.(2018). Validity evidence of the Behavioral Activation for Depresión Scale-Short Form Among depressed smokers, *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18,162-169
- Goodwin, L. D., & Leech, N. L. (2003). The meaning of validity in the new standards for educational and psychological testing: implications for measurement courses. *Measurement and Evolution in Counselling and Development*, 35, 181-191.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991) *Fundamentals of Item Response Theory*. California: Sage Publications.
- Hopko, D. R., Armento, M., Chambers, L., Cantu, M. & Lejuez, C.W. (2003). The use of daily diaries to assess the relations among mood state, overt behavior, and reward value of activities. *Behaviour Research and Therapy*, 41, (10), pp 1137–1148.
- Irons, C. (2014). *Depression*. London: Palgrave Macmillan
- International Test Commission (2005). *International Guidelines on Test Adaptation*. Recuperado en [https://www.intestcom.org/files/guideline\\_test\\_adaptation.pdf](https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation.pdf)
- Jacobson, N.S., Dobson, K.S., Truax, P.A., Addis, M.E., Koerner, K., Gollan, J.K., Gortner, E., & Prince, S. (1996). A component analysis of cognitive-behavioral treatment for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 295–304.
- Kanter, J. W., Cautilli, J. D., Busch, A. M., y Baruch, D. E. (2011). Toward a comprehensive Functional analysis of depressive behavior: five environmental factors and a possible sixth and seventh. *International Journal of Behavioral Consultation y Therapy*. 7(1), 514
- Kanter, J., Mulick, P., Busch, A., Berlin, K., & Martell, C. (2007). The behavioral activation for depression scale (BADs): psychometric properties and factor structure. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, (3), 191–202. doi:10.1007/s10862-0069038-5
- Kanter, J., Rusch, L. C., Busch, A. M., & Sedivy, S. K. (2009). Validation of the behavioral activation for depression scale (BADs) in a community sample with elevated depressive symptoms. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 31, 36-42. doi:10.1007/s10862-008-9088-y
- Kessler, R. C. (2012). The Costs of Depression. *Psychiatr Clin North Am*, 35, (1), pp 1–14. doi: 10.1016/j.psc.2011.11.005.
- Khurshid, S., Parveen, Q., Yousuf, M. I. & Chaudhry, A. G. (2015). Effects of depression on students' academic performance. *Sci.int. (Lahore)*,27, (2), pp 1619-1624
- Kronmüller, K. T., Backenstrass, M., Victor, D., Postelnicu, I., Schenkenbach, C., Joest, K., Fiedler, P. & Mundt, C. (2011). Quality of marital relationship and depression: Results of a 10-year prospective follow-up study. *Journal of Affective disorders*, 128, (1-2), pp 64-71.
- Lam, R., Kennedy, S., McIntyre, R., & Khullar, A. (2014). Cognitive Dysfunction in Major Depressive Disorder: Effects on Psychosocial Functioning and Implications for

- Treatment. *Can J Psychiatry*, 59, (12): pp 649–654
- Leal, D., Bianchi, J. & Villalba, J. (2016). Propiedades psicométricas de la escala de activación conductual para la depresión (BADS). (tesis maestría) Bogotá: fundación universitaria Konrad Lorenz.
- Letourneau, N. L., Tramonte, L., & Willms, D. (2013). Maternal depression, family functioning and children's longitudinal development. *Journal of Pediatric Nursing*, 28, (3), pp 223-234
- Lewinsohn, P. M., y Graf, M. (1973). Pleasant activities and depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 41(2), 261-268. doi: 10.1037/h0035142
- Lewinsohn, P.M., Hops, H., Roberts, R.E., Seeley, J.R. & Andrews JA (1993). Adolescent psychopathology. I: Prevalence and incidence of depression and other DSM-III-R disorders in high school students. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, pp 133–144.
- Li, M., Ding, C., Kanter, J. W., Zeng, Q., & Yang, D. (2014). Further evaluation of the psychometric properties of the behavioral activation for depression scale. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 14(1) 45-57.
- Londoño, C., & Alejo, I.E. (2007) Instrumentos usados en Colombia para evaluar la dimensión psicológica del proceso salud-enfermedad / Bogotá: Logos vestigium.
- MacPhillamy, D. J., & Lewinsohn, P. M. (1982). The Pleasant Events Schedule: Studies on reliability, validity, and scale intercorrelation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50, 363–380.
- Manos, R. C., Kanter, J. W. & Busch, A. M. (2010). A critical review of assessment strategies to measure the behavioral activation model of depression. *Clinical Psychology Review*, 30(5), 547–561. doi: 10.1016/j.cpr.2010.03.008
- Manos, R.C., Kanter, J.W. & Luo, W. (2011). The Behavioral Activation for Depression Scale–Short Form: Development and Validation. *Behavior Therapy* 42, (4), pp 726–739
- Marshall, A. J.& Harper-Jaques, S. (2018). Depression and Family Relationships Ideas for Healing. *Journal of family nursing*, 14, (1), pp 56-73.
- Martell, C., Dimidjian, S. & Herman-Dunn, R. (2013). Activación conductual para la depresión una guía clínica. Bilbao: Desclée de Brouwer
- Mazzucchelli, T., Kane, R., & Rees, C. (2009). Behavioral activation treatments for depression in adults: a meta-analysis and review. *Clinical Psychology: science and practice*. 16, (4), 383-412
- Mead, A. D. (2005). Reliability: definitions and estimation. En B.S. Everitt, y D. C. Howell (eds), *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science* (pp. 1733-1735). Chichester: John Wiley and Sons.
- Ministerio de Salud y Protección Social (2015). Encuesta Nacional de Salud Mental 2015, Tomo I. Ministerio de Salud y Protección Social, Pontificia Universidad Javeriana y Colciencias.
- Mitchell, A. J. & Coyne, C. (2010). Screening for depression in clinical



- practice an evidence based guide.  
Oxford University Press: New York
- Mohammadi, A. A., & Amiri, M. (2010). Behavioral Activation for Depression Scale: Psychometric Properties and Confirmatory Factor Analysis for Persian Version. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 1, (60), 65-73.
- Moncada, E., Vargas, R. & Hernández, D. (2015). Efectos en el reporte de la experiencia subjetiva de depresión, a partir de la implementación desde la perspectiva funcional de la terapia de activación conductual en tres adolescentes entre 13 y 17 años. (tesis de maestría). Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia
- Muñiz, J. (2005). Classical Test Models. En B.S. Everitt, y D. C. Howell (eds), *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science* (pp. 278-282). Chichester: John Wiley and Sons
- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los test: teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57-66.
- Murphy, K. R., & Davidshofer, C. O. (2005). *Psychological Testing: Principles and Applications*. New Jersey: Pearson/Prentice Hall.
- Navas, M., Zambrano, S. & Rendón, M. (2011). Efecto de la terapia de activación conductual en las conductas depresivas de tres consultantes. (tesis de maestría). Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia
- Oviedo, C., & Campo Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista colombiana de psiquiatría*, 34(4). Disponible en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80634409>> ISSN 0034-7450
- Pérez, M. (2007). La Activación Conductual y la desmedicalización de la Depresión. *Papeles del Psicólogo*, 28, pp 97-110
- Práctica de Investigación: La Psicología en el ámbito jurídico. Reflexiones ético-clínicas a través de un estudio cualitativo de casos. Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires
- Price, L. (2016) *Series: Methodology in the Social Sciences Publisher: The Guilford Press*, Year: SBN: 146252477X, 9781462524778
- Raes, F., Hoes, D., Van Gucht, D., Kanter, J. W., y Hermans, D. (2010). The Dutch version of the behavioral activation for depression scale (BADS): psychometric properties and factor structure. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41(3), 246–250. doi: 10.1016/j.jbtep.2010.02.001
- Reinecke, M (2002). Alternative treatments of depression: Points of convergence and divergence. En Reinecke, M. y Davison, M. (Eds.), *Depression-a practitioner's guide to comparative treatments*. (pp. 1-21), New york: Springer publishing Company
- Reyes, P., & Uribe, J. I. (2015). Efectividad de una intervención de única sesión de activación conductual en estudiantes universitarios con sintomatología depresiva leve y moderada. (Tesis de Maestría no publicada) Bogotá: Fundación Universitaria Konrad Lorenz
- Rial, A., Valera, J., Abalo, J., & Lévy, J. (2006) El análisis factorial confirmatorio. En Lévy, J. & Varela, J. (Eds.), *Modelización con*

- Estructuras de Covarianza en Ciencias Sociales (pp. 119-144) España: Gesbiblo.
- Robins L. & Regier D. (2004). *Psychiatric Disorders in America*. New York: Free Press
- Sanchez, J., Barraca, J., Mora, E. & Reyes, M (2018). Propiedades Psicométricas de la Escala de Activación Conductual para la depresión (BADs) en una Muestra Mexicana.
- Sandin, B., Chorot P, & Valiente R, (2012) *Transdiagnóstico: Nueva Frontera en Psicología Clínica* (Vol 17 ) No. 3 pag 185-203
- Santos, M. & Kanter, J. (2013). Validation of the Behavioral Activation for Depression Scale - Short Form (BADs-SF) with Spanish-Speaking Latinos (tesis maestría). University of Wisconsin. Milwaukee.
- Sireci, S. G. (2009). Packing and unpacking sources of validity evidence, history repeats itself again. En R. W. Lissitz (ed). *The concept of validity, revisions, new directions and applications* (pp 19 -37). Charlotte: Information Age Publishing, Inc.
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Ullman, J. B. (2007). *Using multivariate statistics* (Vol. 5). Boston, MA: Pearson.
- Thornicroft, G. & Sartorius, N. (1993). The course and outcome of depression in different cultures: 10-year follow-up of the WHO Collaborative Study on the Assessment of Depressive Disorders. *Psychological Medicine*, 23, pp 1023–1032.
- Uher, R., Farmer, A., Maier, W., Rietschel, M., Hauser, J., Marusic, A., Mors, O., Elkin, A., Williamson, R., Schamael, C., Henigsberg, N., Perez, J., Mendlewicz, J., Janzing, J., Zobel, A., Skibinska, M., Kozel, D., Stamp, A., Bajs, M., Placentino, A., Barreto, M., McGuffin, P & Aitchison, K. (2008). Measuring depression: comparison and integration of three scales in the GENDEP study. *Psychological Medicine*, 38, (02), 289–300. doi:10.1017/S0033291707001730
- Valderrama-Díaz, M. A., Bianchi-Salguero, J. M., & Villalba-Garzón, A. A. (2016). Validación de la Environmental Reward Observation Scale (EROS) en población colombiana. *Universitas Psychologica*, 15 (4). <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-4.vero>
- Vaughan, L. (2003). *Statistical Methods for the information profesional, a practical, painless approach to understanding, using, and interpreting statistics*. New Jersey: Asist Monograph series
- Wagener, A., Van der Linden, M., Blairy, S. (2015). Psychometric properties of the French translation of the Behavioral Activation for Depression Scale Short Form (BADs-SF) in non-clinical adults. *Comprehensive Psychiatry* 56 (2015) 252- 257.
- World Health Organization. (1990). *International statistical classification of diseases and related health problems* (ed. 10). Recuperado de <http://apps.who.int/classifications/icd10/browse/2016/en#/F30-F39>
- World Health Organization. (2001). *The world health report: mental health: new understanding, new hope*.

Switzerland: WHO Library  
Cataloguing in Publication Data.

World Health Organization. (2017).  
Depression and Other Common  
Mental Disorders Global Health  
Estimates.  
<http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/254610/1/WHO-MSD-MER-2017.2-eng.pdf?ua=1>

Zheng, H., Xu, L., Xie, F., Guo, X.,  
Zhang, J., Yao, L. & Wu, X. (2015).  
The Altered Triple Networks  
Interaction in Depression under  
Resting State Based on Graph  
Theory. BioMed Research  
International, 2015, pp 1-  
8 <http://dx.doi.org/10.1155/2015/386326>

Zung, W. (1965). A self-rating  
depression scale. Archives of General  
Psychology, 12, 63–7

## ANEXOS 1

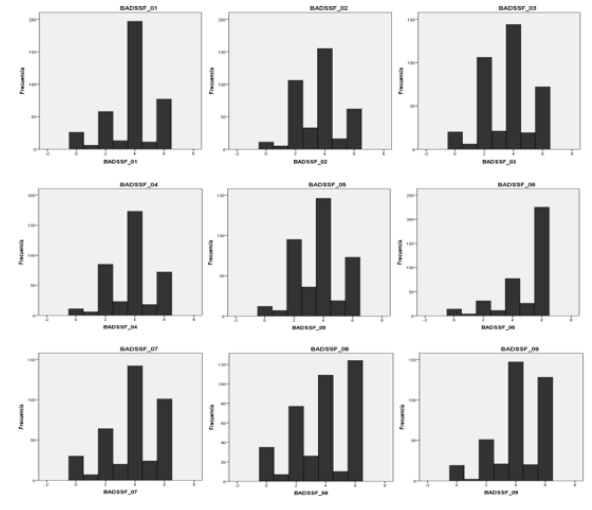
*BADS-SF Versión Española González-Roz, Secades-Villa & Muñiz (2017)*

*Báscula de Activación de Comportamiento para la Escala de Depresión - Forma Corta (BADS-SF) Lea cuidadosamente cada afirmación y luego encierre en un círculo el número que mejor describa la afirmación que le correspondió DURANTE LA SEMANA PASADA, INCLUIDA HOY.*

|  |   |   |   |   |   |   |   |
|--|---|---|---|---|---|---|---|
| 0=No en absoluto   | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 1  |   |   |   |   |   |   |   |
| 2=Un poco  |   |   |   |   |   |   |   |
| 3  |   |   |   |   |   |   |   |
| 4=Mucho  |   |   |   |   |   |   |   |
| 5  |   |   |   |   |   |   |   |
| 6=Completamente  |   |   |   |   |   |   |   |
| 1.Hubo ciertas cosas que tenía que hacer pero que al final no hice                         |   |   |   |   |   |   |   |
| 2. Estoy contento/a con la cantidad y el tipo de cosas que hice.                           |   |   |   |   |   |   |   |
| 3. Me impliqué en diferentes actividades   |   |   |   |   |   |   |   |
| 4.Tomé buenas decisiones sobre el tipo de actividades y situaciones en las que me implique |   |   |   |   |   |   |   |
| 5. Fui una persona activa y cumplí los objetivos que me propuse.                           |   |   |   |   |   |   |   |
| 6. La mayor parte de lo que hice fue escapar o evitar algo desagradable.                   |   |   |   |   |   |   |   |
| 7.Pasé mucho tiempo pensando una y otra vez sobre mis problemas.                           |   |   |   |   |   |   |   |
| 8. Me impliqué en actividades que podrían evitar sentirme mal.                             |   |   |   |   |   |   |   |
| 9.Hice cosas agradables.   |   |   |   |   |   |   |   |

## ANEXO 3

Frecuencias de respuestas en los ítems del BADS-SF  
(n=388)



## ANEXO 2

*Anexo 5. BADS-SF Versión adaptada en población colombiana*

*Báscula de Activación de Comportamiento para la Escala de Depresión - Forma Corta (BADS-SF) Lea cuidadosamente cada afirmación y luego encierre en un círculo el número que mejor describa la afirmación que le correspondió DURANTE LA SEMANA PASADA, INCLUIDA HOY.*

|   |   |   |   |   |   |   |   |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0=No en absoluto  | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 1   |   |   |   |   |   |   |   |
| 2=Un poco   |   |   |   |   |   |   |   |
| 3   |   |   |   |   |   |   |   |
| 4=Mucho   |   |   |   |   |   |   |   |
| 5   |   |   |   |   |   |   |   |
| 6=Completamente   |   |   |   |   |   |   |   |
| 1.Hubo ciertas cosas que tenía que hacer pero que al final no hice.                       |   |   |   |   |   |   |   |
| 2. Estoy contento/a con la cantidad y el tipo de cosas que hice.                          |   |   |   |   |   |   |   |
| 3.Participé en diferentes actividades   |   |   |   |   |   |   |   |
| 4.Tomé buenas decisiones sobre el tipo de actividades y situaciones en las que participe. |   |   |   |   |   |   |   |
| 5. Fui una persona activa y cumplí los objetivos que me propuse.                          |   |   |   |   |   |   |   |
| 6. La mayor parte de lo que hice fue para escapar o evitar algo desagradable.             |   |   |   |   |   |   |   |
| 7.Pasé mucho tiempo pensando una y otra vez sobre mis problemas.                          |   |   |   |   |   |   |   |
| 8.Hice actividades para distraerme y evitar sentirme mal.                                 |   |   |   |   |   |   |   |
| 9.Hice cosas agradables.  |   |   |   |   |   |   |   |

